



Stockholms
universitet

Modell för prognoser av bolagsskatt

David Musazai

Kandidatuppsats 2009:6
Matematisk statistik
Juni 2009

www.math.su.se/matstat

Matematisk statistik
Matematiska institutionen
Stockholms universitet
106 91 Stockholm

Modell för prognoser av bolagsskatt

David Musazai*

Juni 2009

Sammanfattning

Skatteintäkterna från bolagsskatten kan uppvisa stor variation mellan åren och de är svåra att prognostisera. Bolagsskatten är en av de skatter där prognosfelen ofta är störst. Anledningen är att bolagsskatten är svår att knyta till utvecklingen av någon makroekonomisk variabel. Prognoser för bolagsskatt kan delas upp i tre delar: prognos för föregående år, prognos för innevarande år och prognos för kommande år. Här beskrivs hur en möjlig modell kan se ut för att göra prognoser av bolagsskatteintäkterna för föregående år. Eftersom makroekonomiska variabler är icke-stationära måste de transformeras för att minsta kvadratmetoden ska kunna tillämpas vid estimering av parametrarna i modellen. Det visar sig att även om det är svårt, går det att sätta upp en modell och göra någorlunda bra prognos.

*Postadress: Matematisk statistik, Stockholms universitet, 106 91, Sverige. E-post: davidmusazai@hotmail.com. Handledare: Thomas Höglund.

Abstract

Tax revenues from corporate income taxes can differ quite a lot between different years and are hard to project. Corporate income tax is one of the taxes that have largest prediction errors. The reason for these errors is, in fact that it is hard to link the development of corporate income tax to an underlying macroeconomic variable. The prognoses can be divided up into three parts: last year prognoses, current year prognoses and the prognoses for the coming calendar years. In this thesis I will describe how a possible model for projection of a corporate income tax could look like for the last year. Because macroeconomic variables are assumed to be non-stationary, a suitable transformation of these variables will allow applying the method of least squares to estimate the parameters in the model. It appeared that it is possible to build a model for projection of corporate income taxes for the last year, even if it is hard.

Förord

Denna uppsats utgör ett examensarbete om 15 högskolepoäng och leder till en kandidatexamen i matematisk statistik vid Matematiska institutionen, Stockholms Universitet. Examensarbetet har utförts på uppdrag av Finansdepartementet.

Jag vill först och främst tacka Matts Karlson på Finansdepartementet, som kom med flera förslag på ämnen för mitt examensarbete.

Jag vill tacka min handledare på Finansdepartementet – Åsa Eriksson som introducerade mig för ämnet och var till stor hjälp på vägen. Jag vill rikta ett stort tack till Thomas Höglund, min handledare på matematiska institutionen vid Stockholms Universitet, som har besvarat mina frågor och gett goda råd under arbetets gång.

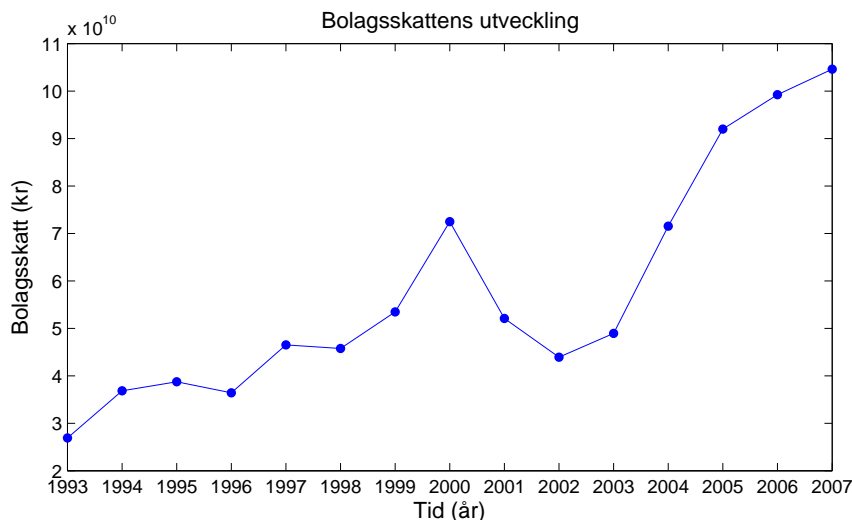
Jag vill även tacka Magnus Nermo, Institutet för social forskning vid Stockholms Universitet och Krister Jensevik på Ekonomistyrningsverket, som jag har varit i kontakt med för att få en del frågor besvarade. Slutligen vill jag tacka Patrik Andersson, matematiska institutionen vid Stockholms Universitet, som har besvarat diverse frågor rörande matematisk statistik.

Innehåll

1	Inledning	5
1.1	Bakgrund	5
1.2	Syfte	6
2	Teori	7
2.1	Stationäritet	7
2.2	Grafisk tolkning	9
2.3	Enhetsrot	10
2.4	Dickey-Fuller test	10
2.5	Minsta kvadrat-metoden och icke-stationäritet	11
3	Datainsamling	13
4	Analys av data	14
4.1	Responsvariabel	14
4.2	Möjliga förklarande variabler	14
4.3	Val av variabler	15
5	Modelanpassning	17
5.1	Test för enhetsrot	18
5.2	Åtgärder mot icke-stationäritet	19
5.3	Modellen	19
5.4	Hur väl modellen passar in i verkligheten?	20
6	Diskussion och slutsatser	22
7	Appendix	23

1 Inledning

Skatt på kapital utgör cirka 12% av den offentliga sektorns skatteintäkter. I skatt på kapital ingår bland annat bolagens inkomstskatt – bolagsskatt¹. Skatteintäkterna från bolagsskatten uppvisar stor variation mellan olika år (Figur 1) och är svåra att prognostisera.



Figur 1: Bolagsskattens utveckling sedan 1993.

En anledning är att bolagsskatten är svår att knyta till utvecklingen av några makroekonomiska variabler, vilket resulterar i att bolagsskatten är en av de skatter där prognosfelen ofta är störst. Delvis kan detta bero på Sveriges företagsstruktur. Den består av ett fåtal stora företag som står för den största delen av bolagsskatten. Ju bättre det går för dessa företag desto mer ökar bolagsskattens storlek. Tyvärr kan man inte, i sitt prognosarbete, förlita sig allt för mycket på hur det går för företagen, ty de kan, till en viss del, själva välja när de vill föra upp vinsten till beskattning. Internationella företag kan välja att betala skatt i länder med lägre skattesats än Sverige, vilket orsakar en ytterligare svårighet i prognosarbetet.

1.1 Bakgrund

Skatt på företagsvinster fastställs i taxeringen som är klar i november året efter inkomståret, med andra ord är skatt som företagen betalar år 2009 avser inkomståret 2008. Denna tidsförskjutning i utfallen påverkar prognosarbetet.

¹En skatt på 28% som ett aktiebolag betalar på sina vinster. Från och med år 2009 är det en skattesats på 26.3% som gäller.

På Finansdepartementet består prognosarbetet huvudsakligen av att göra prognoser på bolagsskatt för två perioder: prognos på kort sikt och prognos på längre sikt. Med kort sikt menar man prognoser för föregående och innevarande år och med längre sikt menas prognoser för kommande år. För de olika perioderna används olika prognosmetoder. På kort sikt kombinerar man prognosen för utvecklingen av makroekonomiska variabler med annan information, t.ex fortlöpande skattebetalningar och företagens delårsrapporter, även prisutvecklingen och omsättningen på olika tillgångsmarknader kan användas för prognosen för skatt på kapital. På längre sikt grundas prognosen på bolagsskatt enbart på prognoser över de makroekonomiska variablerna.

1.2 Syfte

Syftet med denna uppsats är att sätta upp en modell och estimerar parametrarna i den. Modellen används sedan för att göra prognoser av bolagsskatt för föregående år.

Jag kommer att avgränsa mitt arbete till att analysera sambandet av bolagsskatten och makroekonomiska variabler ur försörjningsbalansen.

2 Teori

Inom nationalekonomin anses det vara uppenbart att antagandet om stationaritets hos ekonomiska tidsserier inte är lämpligt. Makroekonomiska variabler som t.ex. BNP, investeringar och konsumtion kan inte antas vara deterministiska, istället görs antagandet om att dessa variabler drivs av icke stationära stokastiska processer. Däremot, om man använder sig av första differenser av sådana tidsserier, visar det sig att hypotesen om stationaritets blir mer trolig.

Innan man sätter upp en modell för prognoser av bolagsskatt är det viktigt att försäkra sig om att de ingående variablerna är stationära, ty om så inte är fallet kan det leda till missvisande resultat i form av överestimerad signifikans för koefficienterna framför förklarande variabler i modellen, som estimeras med hjälp av minsta kvadrat-metoden².

2.1 Stationaritets

Kortfattat innebär stationaritets³ att statistiska egenskaper som väntevärde, varians och kovarians hos tidsserien är tidsberoende.

Anta att vi har att göra med en autoregressiv modell av första ordningen – $AR(1)$ och ska illustrera egenskaper av en stationär tidsserie

$$Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + u_t, \quad (2.1)$$

där det antas att u_i :na är oberoende och följande gäller

$$E[u_i] = 0 \quad \forall i, \quad E[u_i^2] = \sigma^2 \quad \forall i.$$

När $t = 1$ är

$$Y_1 = \alpha + \beta Y_0 + u_1$$

och när $t = 2$ är

$$\begin{aligned} Y_2 &= \alpha + \beta Y_1 + u_2 = \alpha + \beta(\alpha + \beta Y_0 + u_1) + u_2 \\ &= \alpha(1 + \beta) + \beta^2 Y_0 + (u_2 + \beta u_1), \end{aligned}$$

på samma sätt kan vi utveckla ekvation (2.1) till

$$Y_t = \alpha(1 + \beta + \beta^2 + \dots + \beta^{t-1}) + \beta^t Y_0 + (u_t + \beta u_{t-1} + \beta^2 u_{t-2} + \dots + \beta^{t-1} u_1). \quad (2.2)$$

Vi antar nu att processen har startat för länge sedan, och om $|\beta| < 1$ och $t \rightarrow \infty$, fås att $\beta^t Y_0 \rightarrow 0$ i ekvation (2.2),

$$Y_t = \alpha(1 + \beta + \beta^2 + \dots) + (u_t + \beta u_{t-1} + \beta^2 u_{t-2} + \dots). \quad (2.3)$$

²Ordinary Least Square eller OLS, är den engelska termen.

³Med stationaritets menas här och i vidare resonemang – *svag stationaritets*.

Genom att sedan ta väntevärdet av ekvation (2.3) fås

$$\begin{aligned} E[Y_t] &= \alpha(1 + \beta + \beta^2 + \dots) + E[u_t] + \beta E[u_{t-1}] + \beta^2 E[u_{t-2}] + \dots \\ &= \alpha(1 + \beta + \beta^2 + \dots) \end{aligned} \quad (2.4)$$

och eftersom

$$1 + \beta + \beta^2 + \dots = \frac{1}{1 - \beta},$$

ty det är en geometrisk serie fås

$$E[Y_t] = \frac{\alpha}{1 - \beta} = \mu. \quad (2.5)$$

Vi ser nu att väntevärdet av tidsserien i ekvation (2.5) är tidsinvariant.

För att beräkna variansen använder vi oss av ekvation (2.3), där väntevärdet subtraheras från bägge sidor

$$Y_t - \mu = u_t + \beta u_{t-1} + \beta^2 u_{t-2} + \dots \quad (2.6)$$

Sedan kvadreras båda leden i ekvation (2.6) och genom att ta väntevärdet fås

$$\begin{aligned} \text{Var}(Y_t) &= E[(Y_t - \mu)^2] \\ &= E[u_t^2 + \beta^2 u_{t-1}^2 + \beta^4 u_{t-2}^2 + \dots + 2\beta u_t u_{t-1} + 2\beta^2 u_t u_{t-2} + \dots] \\ &= E[u_t^2] + \beta^2 E[u_{t-1}^2] + \beta^4 E[u_{t-2}^2] \dots \end{aligned}$$

Enligt de antaganden om u som har gjorts tidigare fås

$$\text{Var}(Y_t) = \frac{\sigma^2}{1 - \beta^2} = \sigma_Y^2. \quad (2.7)$$

Vi ser i ekvation (2.7) att tidsseriens varians är konstant och tidsberoende.

Vi tittar på kovariansen

$$\begin{aligned} \gamma_1 &= E[(Y_t - \mu)(Y_{t-1} - \mu)] \\ &= E[(u_t + \beta u_{t-1} + \dots)(u_{t-1} + \beta u_{t-2} + \dots)] \\ &= E[u_t u_{t-1} + \beta u_t u_{t-2} + \dots + \beta u_{t-1}^2 + \beta^2 u_{t-1} u_{t-2} + \dots] \\ &= \beta E[u_{t-1}^2] + \beta^2 E[u_{t-1} u_{t-2}] + \dots \end{aligned}$$

och enligt de antaganden om u som har gjort tidigare fås

$$\gamma_1 = \beta \frac{\sigma^2}{1 - \beta^2} = \beta \sigma_Y^2. \quad (2.8)$$

På samma sätt fås

$$\gamma_2 = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-2} - \mu)] = \beta^2 \sigma_Y^2. \quad (2.9)$$

Ekvationerna (2.8) och (2.9) kan mer generellt skrivas som

$$\gamma_l = \beta^l \sigma_Y^2, \quad \text{där } l = 0, 1, 2, \dots \text{ är antalet lag} \quad (2.10)$$

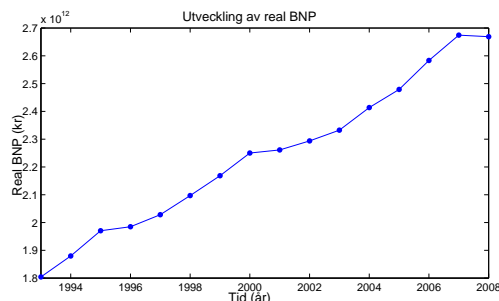
Så när $|\beta| < 1$, är väntevärde, varians och kovarians av tidsserien Y_t oberoende av tiden, och serien Y_t är stationär.

2.2 Grafisk tolkning

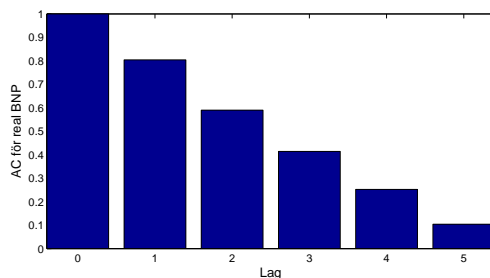
Det finns flera olika sätt att kontrollera om en tidsserie är stationär eller icke-stationär. Det allra enklaste är att plotta tidsserien och titta på om utvecklingen över tid visar några trender. Ett annat sätt är att analysera tidsseriens autokorrelationsfunktionen

$$\rho_l = \gamma_l / \gamma_0, \quad \text{där } l = 0, 1, 2, \dots \text{ är antalet lag.}$$

Ett något linjärt avtagande autokorrelationsfunktion är ett tecken på att serien inte är stationär. I Figur 2 kan man se plottar av BNP:s utveckling över tid och dess autokorrelationsfunktion.



(a) Utveckling av real BNP sedan 1993.



(b) Autokorrelationsfunktionen.

Figur 2: Grafisk tolkning av icke-stationäritet med (a) och (b).

För att statistiskt säkerställa seriens icke-stationäritet kan man utföra ett hypotestest för att undersöka om serien innehåller en enhetsrot, som diskuteras i avsnitt 2.3.

2.3 Enhetsrot

Om vi utgår ifrån ekvation (2.1), sägs serien ha en enhetsrot när $\beta = 1$

$$Y_t = \alpha + Y_{t-1} + u_t, \quad (2.11)$$

vilket leder till att ekvation (2.2) kan nu skrivas som

$$Y_t = \alpha(1 + 1 + 1 + \dots + 1) + Y_0 + (u_t + u_{t-1} + u_{t-2} + \dots + u_1). \quad (2.12)$$

Genom att ta betingat väntevärde av ekvation (2.12) fås

$$E[Y_t|Y_0] = \alpha t + Y_0, \quad (2.13)$$

som beror på tiden och kan vara både avtagande och växande.

Den betingade variansen blir

$$\text{Var}(Y_t|Y_0) = E[(Y_t - E[Y_t|Y_0])^2] = E[(u_t + u_{t-1} + u_{t-2} + \dots + u_1)^2],$$

och ur de antaganden om u som har gjorts i avsnitt 2.1 följer att variansen kan skrivas

$$\text{Var}(Y_t|Y_0) = t\sigma^2, \quad (2.14)$$

som beror på tiden och är växande.

Vi ser att när $\beta = 1$ är varken väntevärdet eller variansen stationära och vi säger att serien innehåller en enhetsrot. För att testa om serien innehåller enhetsrot eller ej kan man utföra olika test. Ett av testen kallas för Dickey-Fuller test.

2.4 Dickey-Fuller test

Vi utgår ifrån ekvation (2.1) och skriver om den på följande form

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= \alpha + \beta Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t \\ \Delta Y_t &= \alpha + \delta Y_{t-1} + u_t, \quad \text{där } \delta = \beta - 1. \end{aligned} \quad (2.15)$$

Enligt beskrivningen av enhetsrot i avsnitt 2.3, antas serien ha en enhetsrot då $\beta = 1$, vilket efter ovanstående omskrivning är ekvivalent med att $\delta = 0$.

Dickey-Fuller test går ut på att testa om, i det här fallet, $\delta = 0$. Följande hypotes testas

$$\begin{aligned} H_0 : \delta &= 0 \\ H_1 : \delta &< 0. \end{aligned}$$

Så om man vid test för enhetsrot inte kan förkasta nollhypotesen innebär det att serien har en enhetsrot och därmed är den icke-stationär.

Om man kan anta att tidsseriens medelvärde är noll, kan man exkludera interceptet och ekvation (2.15) kan skrivas

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t. \quad (2.16)$$

Om man undersöker serien grafiskt och kan tydligt se en ökning med tiden, att med varje tidsenhet blir ökningen större och större, kan ekvation (2.15) även inkludera tid som förklarande variabel

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma t + \delta Y_{t-1} + u_t. \quad (2.17)$$

2.5 Minsta kvadrat-metoden och icke-stationäritet

Modellen för prognoser av bolagsskatt anpassas med hjälp av minsta kvadrat-metoden (MK-metoden).

Antag följande modell

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \dots + \beta_k X_{kt} + u_t, \quad \text{där } t = 1, \dots, n \quad (2.18)$$

Y_t är respons variabel, X_2, \dots, X_k är förklarande variabler och u_t är feltermen.

Ekvation (2.18) kan skrivas på matrisform

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & X_{21} & X_{31} & \dots & X_{k1} \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 1 & X_{2n} & X_{3n} & \dots & X_{kn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ \vdots \\ u_n \end{bmatrix},$$

vilket ännu enklare kan skrivas på vektorform

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}. \quad (2.19)$$

Residualvektorn definieras nu som

$$\mathbf{e} = \mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}},$$

där $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ är skattningen av $\boldsymbol{\beta}$.

För att man ska kunna använda MK-metoden måste följande antas

1. Linearitet i parametrarna, att ett linjärt samband råder mellan responsvariabeln och förklarande variabler.
2. $u_t \sim N(0, \sigma^2) \quad \forall t = 1, \dots, n$.
3. \mathbf{X} är icke stokastisk och $\text{rang}(\mathbf{X}) = k$, dvs ingen kolumn är en linjär kombination av de övriga – ej multikolaritet och vi säger att \mathbf{X} är en full rangs matris.
4. $\text{Cov}(\mathbf{X}, \mathbf{u}) = \mathbf{0}$, vilket gäller per automatik om \mathbf{X} är icke stokastisk.

Minsta kvadrat-metoden är avsedd för att minimera skillnaden mellan de observerade värden och den skattade regressionslinjen. Man vill alltså ha skattningar på β sådana att residualkvadratsumman minimeras

$$\mathbf{e}'\mathbf{e} = (\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\beta})'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\beta}) = \mathbf{y}'\mathbf{y} - \mathbf{y}'\mathbf{X}\hat{\beta} - \hat{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{y} + \hat{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{X}\hat{\beta},$$

men eftersom transponatet av en skalär är skalär, är $\mathbf{y}'\mathbf{X}\hat{\beta} = \hat{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{y}$, så

$$\mathbf{e}'\mathbf{e} = \mathbf{y}'\mathbf{y} - 2\hat{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{y} + \hat{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{X}\hat{\beta}. \quad (2.20)$$

Genom att derivera ekvation (2.20) med avseende på $\hat{\beta}$ fås

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathbf{e}'\mathbf{e}}{\partial \hat{\beta}} &= -2\mathbf{X}'\mathbf{y} + 2\mathbf{X}'\mathbf{X}\hat{\beta} = 0 \\ \mathbf{X}'\mathbf{X}\hat{\beta} &= \mathbf{X}'\mathbf{y}. \end{aligned} \quad (2.21)$$

Om man nu multiplicerar höger och vänster led av ekvation (2.21) med inversen till $\mathbf{X}'\mathbf{X}$ fås MK-skattning av β

$$\begin{aligned} \mathbf{X}'\mathbf{X}\hat{\beta} &= \mathbf{X}'\mathbf{y} \\ (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{X}\hat{\beta} &= (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y} \\ \hat{\beta} &= (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y}. \end{aligned} \quad (2.22)$$

I fallet med icke-stationäritet är MK-skattningarna i ekvation (2.22) konsistenta men ej väntevärdesriktiga⁴. För att denna metod ska vara tillförlitlig ska de ingående variablerna vara stationära.

Genom att använda sig av differentierade tidsserier i regressionsanalysen kan man använda sig av minsta kvadrat-metoden för att få tillförlitliga skattningar av parametrarna.

⁴En intresserad läsare hänvisas att läsa mer om detta i *Econometric Methods*, Jack Johnston and John DiNardo.

3 Datainsamling

Data över bolagsskatteintäkterna har hämtats från taxeringsutfallet, som jag fick från ESV⁵. I taxeringsutfallet definieras bolagsskatten som statlig inkomstskatt på förvärvsinkomst. Jag fick en kort tidsserie, med värden för 1994-2007. Anledningen till den korta tidsserien är skattereformen 1991, då reglerna för bolagsskatten ändrades. Jag fick även skattade värden för åren 1991-1993, ur vilka jag kunde även plocka in ett värde för året 1993⁶. Därav min tidsserie för bolagsskatt åren 1993-2007.

Data över möjliga förklarande variabler anser åren 1993-2008. Insamlingen av data bygger till största delen på data hämtad från statistikdatabasen på SCB:s⁷ hemsida. Ämnesområden som har varit till stor nytta är: nation-alräkenskaperna och arbetsmarknad.

Värden för börsindexet hämtades från Nasdaq OMX hemsida. Från Riksbankens hemsida kunde jag ladda ner data över valutakursen, valutaindexet och nominella räntorna⁸. För att få realräntorna, var jag tvungen att ladda ner värden över inflationen, vilket jag gjorde från SCB:s hemsida, för att räkna om den nominella räntan till realräntan.

⁵Ekonomistyrningsverket.

⁶Efter att ha konsulterat med min handledare på Finansdepartementet kom vi fram till att värden för åren 1991 och 1992 var ej tillräckligt tillförlitliga, men att jag skulle kunna använda värdet för året 1993.

⁷Statistiska centralbyrån.

⁸På Riksbankens hemsida är det köpkurserna som presenteras.

4 Analys av data

När man står inför valet av förklarande variabler som ska ingå i modellen, är det inte alltid lätt att fatta ett korrekt beslut. Svårare blir det när man tycker att alla de variabler som man har till sitt förfogande är viktiga och borde ingå i modellen.

Det finns två goda skäl att reducera antalet förklarande variabler till en mindre mängd. Ett av skälen är det som de flesta tycker är självklart, nämligen att enkelheten är bättre än komplexiteten. Därför borde man av princip exkludera överflödiga och onödiga variabler. Ett mer konkret skäl är att onödiga variabler i modellen leder till resultat av lägre precision.

I mitt fall är det även så att antalet observationer som jag har för varje variabel är färre än antalet möjliga förklarande variabler, därför är det viktigt att på förhand reducera antalet variabler.

I avsnitt som följer är de möjliga förklarande variabler – ursprungligen given mängd, som jag med hjälp av kunskaper i nationalekonomi och rimliga antaganden om deras relevans försöker reducera till ett mindre antal variabler i syfte att underlätta vidare analys.

4.1 Responsvariabel

Responsvariabel – periodiserad bolagsskatt – består av 15 observationer, som motsvarar åren 1993 till 2007. Att bolagsskatten är periodiserad innebär att den skatt som t.ex. redovisas år 2007 avser vinster som uppstått 2007. Det är alltså skatten som bolagen i Sverige har betalat på sina vinster för respektive år. Det vi är intresserade av är att med hjälp av någon eller några förklarande variabler prediktera 2008-års utfall av bolagsskatteintäkterna.

4.2 Möjliga förklarande variabler

Vid början av mitt arbete var jag given en mängd variabler som möjligen skulle kunna användas för att estimeras en modell för prognoser av bolagsskatt. Denna mängd består av ett 20-tal makroekonomiska variabler⁹. Varje variabel består av 16 observationer för respektive år från 1993 till 2008.

Följande variabler var givna som förslag på förklarande variabler att ha med i regressionsmodellen: BNP, privat konsumtion, offentlig konsumtion, investeringar, import, export, sysselsättning, driftsöverskott netto och brutto, industri- och tjänstproduktion, börsindex, valutakurs, TCW-index och

⁹För närmare beskrivning av de ursprungliga variabler se Appendix A.

räntor – kort 3 månaders ränta, 5-årig ränta och 10-årig ränta. Räntorna var givna som nominella och reala.

4.3 Val av variabler

Innan jag inleder mitt resonemang om hur jag går till väga för att reducera min mängd av förklarande variabler, vill jag ännu en gång poängtera att syftet är att göra en kortsiktig prognos, nämligen för det föregående året.

Så om man vill ha en prognos på kort sikt, är driftsöverskottet en bra variabel, under förutsättning att man får reda på det tidigare än man får reda på skatteinbetalningarna. Att sedan välja mellan bruttodriftsöverskott eller nettodriftsöverskott, kan tyckas vara svårt. Men som nämndes i avsnitt 4.2 är nettodriftsöverskottet definierad som skillnaden mellan bruttodriftsöverskott och företagets kapitalförslitningar, som är svåra att prognostisera och därför väljer jag att exkludera nettodriftsöverskott ur analysen.

Det är vidare viktigt att fundera över vad som ligger först i konjunkturen. Om t.ex. vinsterna ökar tidigare än privat konsumtion i en konjunkturuppgång så är privat konsumtion ingen bra prognosvariabel. Men jag antar att för att vinsterna ska öka så krävs det att privat konsumtion ökar först. Jag antar att detsamma gäller investeringar, alltså att det krävs investeringar för att öka vinsterna¹⁰. Produktionsindexena kan vara bra att ha med, särskilt om man vill göra en kortsiktig prognos, men eftersom tjänsteproduktionsindexet och industriproduktionsindexet följer varandra, väljer jag att använda mig av endast en av dessa två. Industriproduktionsindex är mycket konjunkturkänsligt och därför är bra för att få med konjunkturvariabler. Jag väljer att använda industriproduktionsindexet och exkluderar tjänsteproduktionsindexet.

Svenska exportföretag står för stora delar av företagsvinsterna. Importföretag är däremot ganska små. Om man tittar på ett enskilt importföretag, så är förstas importen en intressant variabel, men det intressanta i mitt fall är de samlade bolagsskatterna. Export och import är kraftigt korrelerade så av den anledningen kan det vara bra att inte ta med båda variablerna och exporten är mycket viktigare än importen i mitt fall och därför exkluderar jag importen. Då jag tar med exporten väljer jag att exkludera både valutakursen och TCW-indexet, ty dessa indirekt beskrivs av exporten, t.ex. om svenska kronan deprecierar så ökar exporten på grund av att de inhemska varorna blir billigare för utländska konsumenter.

¹⁰Detta är näst intill resonemang om vad som kom först, kyckling eller ägg, men jag antar här att man kan ta lån för att kunna investera i något, alltså att det inte behöver vara "vinstpengar" som används vid investeringar.

Börsindex känns bra, aktiemarknaden ska ju vara framåtblickande, men eftersom det är omöjligt att göra framtida prognoser på börsindexet så anser jag att det endast kan användas vid prognoser av bolagsskatt för föregående år och därför väljer jag att ha med börsindexet.

Sysselsättningen ligger sent i konjunkturcykeln och därför anser jag inte att den ger bra prognoser. Jag tror inte heller att det är någon större idé att ta med offentlig konsumtion, ty den är vad den är och bestäms i förväg. Därför exkluderar jag dessa två variabler.

På lång sikt är kanske real BNP en bra variabel, men på kort sikt är förändringen av BNP bättre, eftersom det säger något om konjunkturen och vinsterna är starkt korrelerade med konjunkturen.

När det gäller räntorna så kan man ha olika uppfattningar om det är den korta eller den långa räntan som påverkar företagen starkast, olika åsikter har framkommit av människor som jag har varit i kontakt med – både företagare och ekonomer. Samtliga var i alla fall överrens om att en 10-årig räntan kunde exkluderas, vilket jag också gör. Vid valet mellan en kort 3 månaders ränta och en lång 5-årig ränta, valde jag, efter att ha läst ett PM från ekonomistyrningsverket, att jobba vidare med den korta 3 månaders räntan, ty den speglar företagets kapitalkostnader bättre än den långa räntan. Det ska dock noteras att på grund av dagens ekonomiska läget så kanske är den korta räntan inget bra mått och man i stället borde använda sig av den långa 5-åriga räntan. Men då prognosen görs för året 2008, strax innan finanskrisen, väljer jag att använda den korta 3 månaders räntan. I frågan om det ska vara den nominella eller den reala räntan väljer jag att testa med båda.

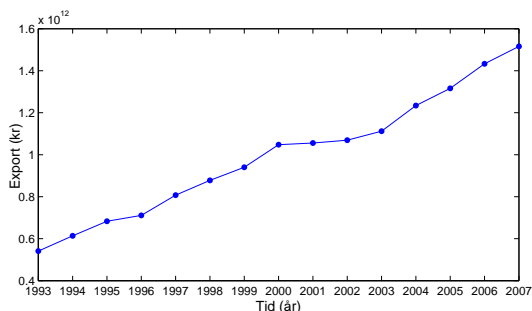
I vidare analys kommer, efter ovanstående resonemang, följande variabler att inte behandlas: nettodriftsöverskottet, tjänsteproduktionsindexet, valutakursen, TCW-indexet, import, sysselsättning, offentlig konsumtion och slutligen 10-årig och 5-årig ränta (real och nominell). Således är följande variabler med i fortsatt analys: BNP, privat konsumtion, investeringar, export, bruttodriftsöverskott, industriproduktionsindex och både nominell och real kort 3 månaders ränta.

5 Modelanpassning

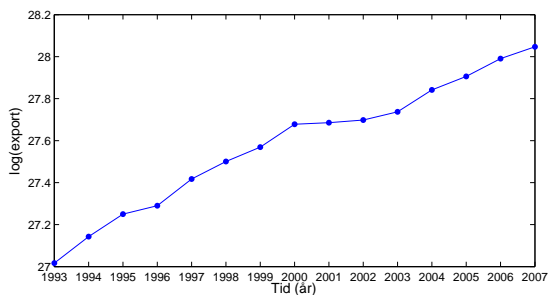
Modellanpassning kommer att ske i enlighet med den teori som beskrevs i avsnitt 2.

Jag börjar med att undersöka data både grafiskt och med hjälp av Dickey-Fuller test, för att sedan kunna komma fram till en modell för prognoser av bolagsskatt.

När jag hade plottat utvecklingen av varje enskild förklarande variabel över tid såg jag att flera av dessa ökar linjärt över tiden¹¹. Jag vill dock inte använda mig av absoluta tal i min regression, istället vill jag att koefficienterna framför förklarande variablerna i regressionen ska mäta procentuell förändring av bolagsskatten som resultat av en 1% förändring i den förklarande variabeln. Därför väljer jag att logaritmera mina förklarande variabler och responsvariabeln. I Figur 3 kan man se ett exempel på en sådan transformation¹².



(a) Utveckling av export sedan 1993, absoluta tal.



(b) Utveckling av export sedan 1993, logaritmerad data.

Figur 3: Notera hur skalan på y-axeln förändras i samband med logaritmeringen.

¹¹Räntan antas vara stationär och därför gör jag inget test för enhetsrot varken på den nominella eller reala räntan.

¹²Samtliga variabler, förutom räntan logaritmeras, ty räntan är mätt i procent.

Med hjälp av plottar kan man enkelt se om en viss tidsserie kan antas vara stationär eller icke-stationär. Men med hjälp av Dickey-Fuller test säkerställer jag hypotesen om icke-stationäritet.

5.1 Test för enhetsrot

Tittar man på utvecklingen av variablarna över tid, ser man att samtliga ökar. I Figur 4 (Appendix B) kan man se hur autokorrelationsfunktionen avtar långsamt, i den mening att det finns endast 15 observationer för varje tidsserie, och linjärt¹³. Dessa är indikationer på icke-stationäritet och därför utför jag Dickey-Fuller test för enhetsrot. Testen utförs på logaritmerad data och följande ekvation används vid test för enhetsrot

$$\Delta \log(Y)_t = \alpha + \delta \log(Y)_{t-1} + u_t. \quad (5.1)$$

I test av enhetsrot för samtliga variabler är interceptet inkluderad, eftersom tidsserien inte antas ha ett noll-medelvärde, och tid som förklarande variabel är ej inkluderad eftersom det ur grafer inte kan anses vara möjligt att påstå att ökningen av en viss variabel skulle vara större för varje tidsenhet.

Hypotesen som testas är den som beskrevs i avsnitt 2.4, nämligen att $\delta = 0$, vilket innebär att serien är icke-stationär. Viktigt att poängtera här, är att testet är "left tailed", vilket innebär att H_0 förkastas om τ -statistikan är mindre än testets kritiska värde¹⁴.

Variabel	τ	Testets kritiska värden	
		5%	1%
log(Real BNP)	-1.225045	-3.081002	-3.959148
log(Invest)	-0.467597	-3.081002	-3.959148
log(Ex)	-2.287968	-3.081002	-3.959148
log(Pc)	-0.546007	-3.081002	-3.959148
log(Driftb)	-1.332848	-3.081002	-3.959148
log(OMXS30)	-2.022068	-3.081002	-3.959148
log(Ipind)	-2.405919	-3.081002	-3.959148

Tabell 1: Resultat av Dickey-Fuller test för enhetsrot på de logaritmerade tidsserierna.

I Tabell 1 ser vi att τ -statistikan är större än testets kritiska 1% och 5% nivåerna för samtliga variabler och därför kan hypotesen om enhetsrot inte

¹³Man kan inte säga att autokorrelationsfunktionen är linjärt avtagande för börsindexet, men jag väljer att undersöka den för icke stationäritet i alla fall, ty börsindexen, generellt har en tendens att öka över tid.

¹⁴Kritiska värden som presenteras i Tabell 1 är beräknade på 20 observationer, dock utgör det inget problem i detta fall då värden för kritiska värden är avtagande med minskat antal observationer.

förkastas, vilket innebär att variablarna, eller rättare sagt tidsserierna antas vara icke-stationära.

5.2 Åtgärder mot icke-stationäritet

Eftersom hypotesen om icke-stationäritet ej kunde förkastas måste åtgärder vidtas för att MK-skattningarna ska vara korrekta. Jag differentierar därför samtliga tidsserier.

Som konsekvens, minskar antalet observationer från tidigare 15 till nuvarande 14, och tidsserierna som differentierades innehåller nu observationer från 1994 till 2007, där värdet för året 1994 är i själva verket skillnaden mellan det logaritmerade värdet för året 1994 och det logaritmerade värdet för 1993. På samma sätt fås de nya observationerna för resterande år. Notera att data för räntorna har ej ändrats något, förutom att jag exkluderar observationerna för året 1993.

I Figurerna 5 till 12 i (Appendix B) kan man se hur man transformerar tidsserierna via differentieringen och på så sätt åstadkommer stationäritet.

När jag nu har logaritmerad data i differentierad form, innebär det att i modellen kommer procentuell förändring av förklarande variabeln förklara procentuell förändring i responsvariabeln.

Efter att ha transformerat data med hjälp av differentieringen kan jag nu sätta upp en modell och skatta parametrarna i modellen med hjälp av minsta kvadrat-metoden.

5.3 Modellen

Vid det här läget har jag 9 stycken tänkbara variabler¹⁵ att välja emellan: $\Delta\log(BNPR)$, $\Delta\log(pk)$, $\Delta\log(invest)$, $\Delta\log(ex)$, $\Delta\log(OMXS30)$, $\Delta\log(ipi)$, $\Delta\log(bdrift)$ och räntorna $nr3m$, $rr3m$.

Jag börjar med att plotta samtliga mot varandra i form av en så kallad ”matrisplot”, för att se om några av variablerna är korrelerade, vilket i så fall ger en ytterligare möjlighet till reduktion av antalet variabler. I Figur 13 (Appendix B) kan man dock se att det inte är möjligt att avgöra om korrelation mellan variablerna föreligger, därför görs ingen exkludering.

Som jag har nämnt tidigare, vill man ha en enkel model, med få och samtidigt viktiga variabler, som passar tillfredsställande till data. Att gå igenom

¹⁵Förkortningarna finns förklarade i Appendix A.

och studera samtliga kombinationer av förklarande variabler är väldigt tidskrävande. För att minimera arbetsbelastningen finns det ett antal procedurer man kan använda sig av i regressionsanalysen.

Jag använder metoden för stegvist urval¹⁶ som är bland de vanligaste vid valet av variabler i regressionsanalysen. Signifikansnivåerna bestäms så att nivån för exkludering är mer strikt än nivån för inkludering¹⁷. Man börjar med modellen helt utan förklarande variabler, som sedan utvidgas med en, mest signifikant¹⁸, variabel i taget. Efter att ha inkluderat ytterligare en variabel, testas de för signifikans igen och om det visar sig att den först inkluderade är inte signifikant, exkluderas den ur modellen och man fortsätter så tills alla variabler har analyserats. Enligt denna metod får jag följande modell

$$\Delta \log(bs)_t = \alpha + \beta_1 \Delta \log(ex)_t + \beta_2 nr3m_t.$$

I Tabell 2 kan man se skattningarna av parametrarna i modellen.

Variabel	Parameterskattning	Standardavvikelse	p-värdet
<i>Intercept</i>	-0.08162	0.07770	
$\Delta \log(ex)_t$	4.56915	0.76870	<0.0001
$nr3m_t$	-0.03787	0.01516	0.0296

Tabell 2: Parameterskattningarna i modellen.

Ur tabellen kan man se att parameterskattningarna för variablerna $\Delta \log(ex)_t$ och $nr3m_t$ är signifikant skilda från noll på 5%-nivån, ty p-värdet är mindre än 0.05. Modellen blir således

$$\Delta \log(bs)_t = -0.08162 + 4.56915 \Delta \log(ex)_t - 0.03787 nr3m_t.$$

För att avgöra anpassningsgraden tittar jag på förklaringsgraden, R^2 , som i det här fallet blev 0.7669. Det innebär att dessa två variabler förklarar ungefär 77% av variationen i responsvariabeln.

5.4 Hur väl modellen passar in i verkligheten?

För att på något sätt kunna utvärdera de resultat man har kommit fram till, är det viktigt att kunna jämföra de prognoser man får enligt modellen med det riktiga utfallet. Men i dagsläget kan jag endast göra jämförelser mellan prognosen enligt min modell och prognosen som Finansdepartementet har sammanställt, eftersom utfallet presenteras först i höst.

¹⁶Man kan även använda sig av andra metoder så som bakåt eliminering och framåt eliminering, vilka nödvändigtvis inte behöver ge samma resultat.

¹⁷Exkluderingsnivån valdes till 0.05 och inkluderingsnivån till 0.1.

¹⁸I test av att motsvarande parameter är noll.

Eftersom det riktiga utfallet på prognoskatten finns endast till och med år 2007, väljer jag nu att med hjälp av min modell göra en prognos på vad bolagsskatten borde bli år 2007 och tidigare år. Genom att flytta beräkningarna en tidsenhet tillbaka i tiden, antar jag att jag befinner mig i år 2008 och ska göra prognos på år 2007 med hjälp av min modell. På samma sätt beräknar jag vad prognosen skulle ha blivit om min modell användes vid tidigare års prognosarbeten. I Tabell 3 presenterar jag utfallet av bolagsskatt, prognosvärden på bolagsskatt enligt Finansdepartementet och prognoser enligt min modell, där värden inom parentes anger den procentuella skillnaden jämfört med utfallet.

År	Utfall (Mnkr)	Finansdepartementets prognos (Mnkr)	Prognos enligt min modell (Mnkr)
1998	45752	47914 (4.73%)	53501 (16.94%)
1999	53464	51268 (-4.11%)	51240 (-4.16%)
2000	72489	63366 (-12.59%)	69708 (-3.84%)
2001	52088	54215 (4.08%)	59437 (14.11%)
2002	43928	50355 (14.63%)	43602 (-0.74%)
2003	48924	46804 (-3.09%)	43205 (-10.54%)
2004	71510	65915 (-7.82%)	66930 (-6.40%)
2005	91986	82382 (-10.44%)	82876 (-9.90%)
2006	99217	96859 (-2.38%)	114460 (15.36%)
2007	104612	106615 (1.88%)	103348 (-1.22%)
2008		90847	89870

Tabell 3: Prognos enligt min modell i jämförelse med Finansdepartementets prognoser och utfallet.

Tittar man t.ex. på vad utfallet blev år 2007 och jämför det med prognosen enligt min modell, ser man att min modell ger ett fel med 0.66%-enheter mindre, vilket inte är särskilt mycket men ändå bättre. Men jag ska vara försiktig med att uttala mig om huruvida säker min prognos för år 2008 är i jämförelse med Finansdepartementets prognos, ty parametrarna i modellen är skattade med hjälp av väldigt få observationer, vilket gör att det finns en större osäkerhet i modellen än om parametrarna hade varit skattade med hjälp av betydligt fler observationer.

Viktigt att notera i Tabell 3 att både Finansdepartementets prognoser och mina prognoser varierar kraftigt i förhållande till vad utfallet blev, vilket är ett tecken på att osäkerheten i prognoserna är hög.

Det är helt enkelt så att bolagsskatten är svår att knyta till utveckling av någon makroekonomisk variabel.

6 Diskussion och slutsatser

Min metod bygger på antaganden om icke-stationäritet hos de makroekonomiska variablerna, vilket omöjliggör tillämpning av minsta kvadrat-metoden vid skattningen av parametrarna i modellen. Därför krävs det åtgärder för att åstadkomma stationäritet och sedan sätta upp en modell och skatta de ingående parametrarna.

Tillvägagångssättet är sådant att en ekonometrisk modell sätts upp, med hjälp av vilken man försöker förklara utvecklingen av bolagsskatten och på så sätt prediktera ett kommande värde. Andra metoder är inte helt ovanliga.

På Finansdepartementet använder man sig inte av någon sådan ekonometrisk modell, utan antar att driftsöverskottet är den främsta faktor vid prognoser för kommande åren, men vid prognoser på kort sikt använder man sig främst av informationen från bolagsrapporter.

I Ekonomistyrningsverkets senaste rapport redovisar de flera ekonometriska modeller, bland annat en som bygger på bruttodriftsöverskott och 5 årig statslåneränta laggad ett år, dock skrivs senare i rapporten att de väljer att arbeta vidare med den korta 3 månaders räntan.

Ett alternativt sätt att angripa problemet är att se företagsvinsterna som responsvariabel och sätta upp en modell för prognoser av företagsvinsterna, som sedan skattas med en skattesats som motsvarar bolagsskatten. På så sätt får man en mycket längre tidsserie på responsvariabel, vilket jag inte hade tillgång till i mitt arbete.

Modellen jag har kommit fram till är väldigt enkel och lättanvänd, vilket är väldigt bra på det sättet att den är lättolkad. Variablerna i min modell – export och nominell 3 månaders ränta, är även enkla att göra prognoser på, så det är fullt möjligt att modellen skulle kunna användas vid prognoser på innevarande år och möjligen även för kommande år.

7 Appendix

Del A består av en beskrivning över ursprungligen givna förklarande variabler och i del B presenteras figurer.

A

Ursprungligen given mängd variabler

BNP – jag använder här BNP till marknadspris i fasta priser (real BNP).

Privat konsumtion – mätt i fasta priser.

Investeringar – mätt i fasta priser.

Offentlig konsumtion – mätt i fasta priser.

Export – export av varor och tjänster mätt i fasta priser.

Import – import av varor och tjänster mätt i fasta priser.

Sysselsättning – antalet sysselsatta 16-64 år (AKU).

Driftsöverskott, brutto – driftsöverskott i företagssektorn inklusive ofördelade poster, brutto. Notera att data för 2007 och 2008 är preliminära.

Driftsöverskott, netto – driftsöverskott i företagssektorn inklusive ofördelade poster, netto. Definieras som bruttodriftsöverskott-företagens kapitalförslitningar. Notera att data för 2007 och 2008 är preliminära.

Industriproduktionsindex – beräknad på industriproduktionen, mätt i fasta priser, med år 2000 som basår.

Tjänsteproduktionsindex – beräknad på data över tjänsteproduktionen, mätt i fasta priser, med år 2000 som basår.

Kort ränta 3 månader, nominell – statskuldväxel 3 månader, köpspris.

Ränta 5 år, nominell – statsobligation 5 år, köpspris.

Ränta 10 år, nominell – statsobligation 10 år, köpspris.

Kort ränta 3 månader, real – nominella räntan korrigerad för inflationen.

Ränta 5 år, real – nominella räntan korrigerad för inflationen.

Ränta 10 år, real – nominella räntan korrigerad för inflationen.

Börsindex – väljer här OMX Stockholm 30 indexet.

Växelkurs – SEK/USD, nominell växelkurs definierad som antalet svenska kronor för en dollar USA.

Valutaindex – TCW, som mäter kronans värde mot en korg av 20 andra länders valutor.

Variabler som behandlas vid modellering

bs – bolagsskatt.

BNP_R – real BNP.

pk – privat konsumtion.

invest – investeringar.

ex – export.

OMXS30 – börsindex.

ipi – industriproduktionsindex.

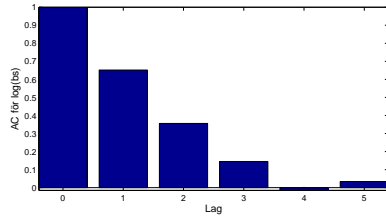
bdrift – bruttodriftsöverskott.

nr3m – nominell 3 månaders ränta.

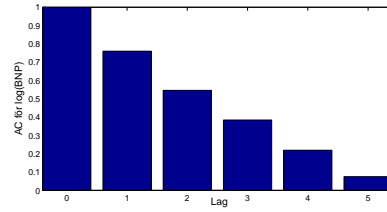
rr3m – real 3 månaders ränta.

B

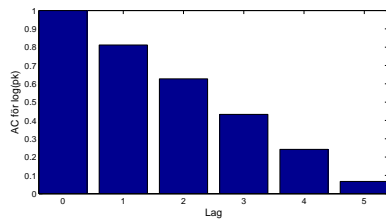
Figur 4 visar autokorrelationsfunktionerna för tidserierna som testas för icke-stationäritet.



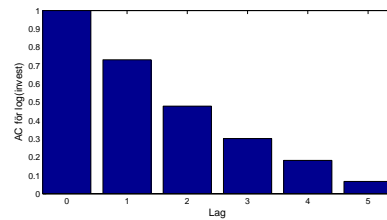
(a) Autokorrelationsfunktionen för bo-
lagsskatten.



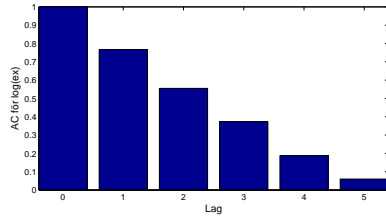
(b) Autokorrelationsfunktionen för real
BNP.



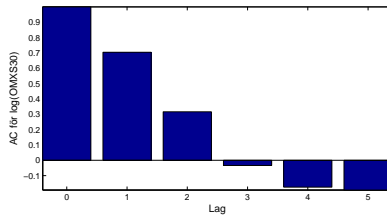
(c) Autokorrelationsfunktionen för privat
konsumtion.



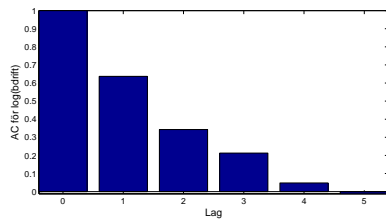
(d) Autokorrelationsfunktionen för in-
vesteringar.



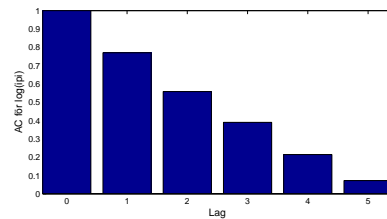
(e) Autokorrelationsfunktionen för export.



(f) Autokorrelationsfunktionen för
börsindexet.



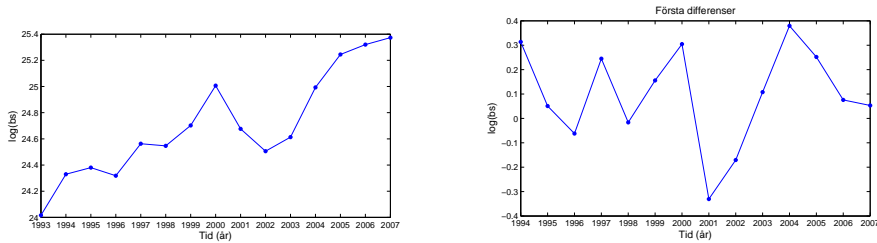
(g) Autokorrelationsfunktionen för brutto-
driftsöverskott.



(h) Autokorrelationsfunktionen för indus-
triproduktionsindex.

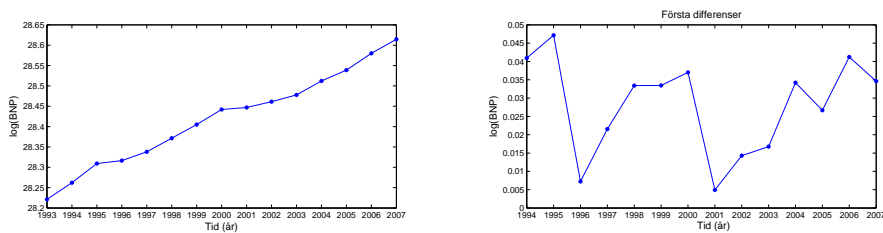
Figur 4: Autokorrelationsfunktionerna.

Figurerna 5 till 12 visar hur differentieringen påverkar tidsseriens utseende.



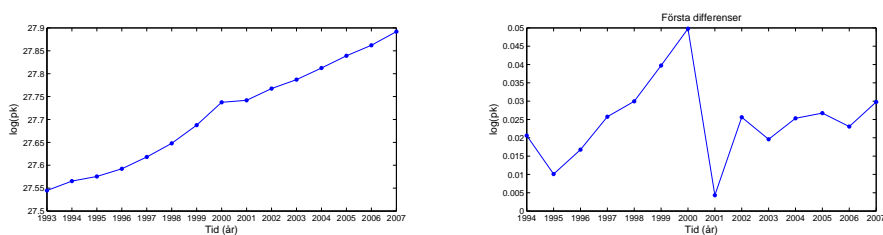
(a) Logaritmerade värden över bolagsskat- (b) Första differenser av logaritmerade värden över bolagsskatten.

Figur 5: I (a) är tidsserien ej differentierad och i (b) är tidsserien differentierad.



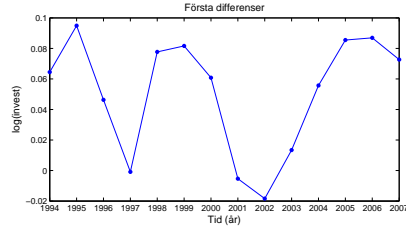
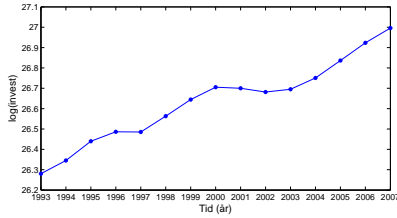
(a) Logaritmerade värden över real BNP. (b) Första differenser av logaritmerade värden över real BNP.

Figur 6: I (a) är tidsserien ej differentierad och i (b) är tidsserien differentierad.



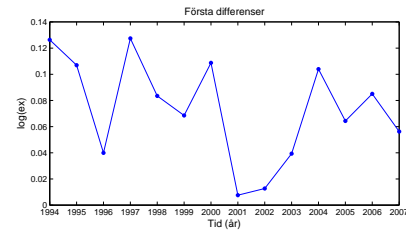
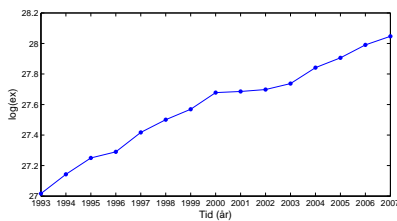
(a) Logaritmerade värden över privat kon- (b) Första differenser av logaritmerade värden över privat konsumtion.

Figur 7: I (a) är tidsserien ej differentierad och i (b) är tidsserien differentierad.



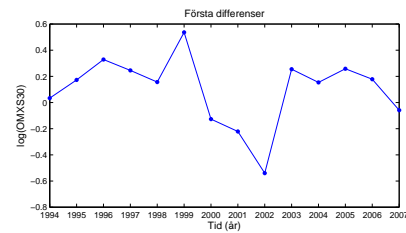
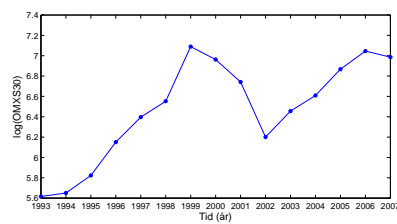
(a) Logaritmerade värden över in- (b) Första differenser av logaritmerade
vesteringar. värden över investeringar.

Figur 8: I (a) är tidsserien ej differentierad och i (b) är tidsserien differen-
tierad.



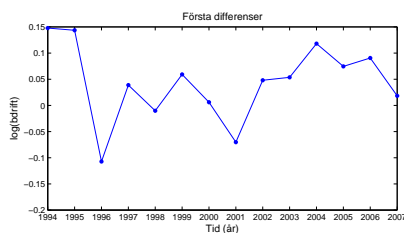
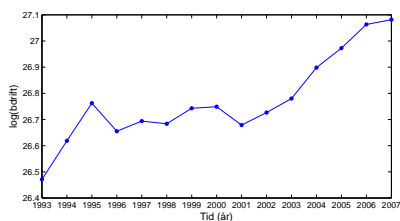
(a) Logaritmerade värden över export. (b) Första differenser av logaritmerade
värden över export.

Figur 9: I (a) är tidsserien ej differentierad och i (b) är tidsserien differen-
tierad.



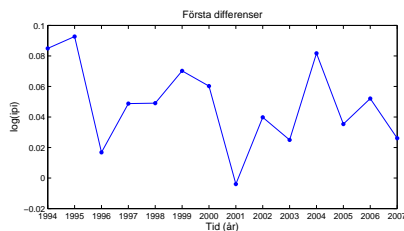
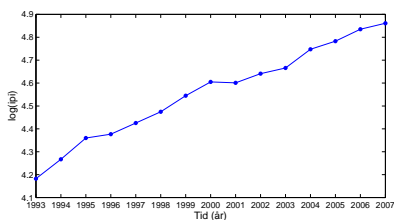
(a) Logaritmerade värden över börsindex. (b) Första differenser av logaritmerade
värden över börsindex.

Figur 10: I (a) är tidsserien ej differentierad och i (b) är tidsserien differen-
tierad.



(a) Logaritmerade värden över brutto- (b) Första differenser av logaritmerade driftsöverskott.

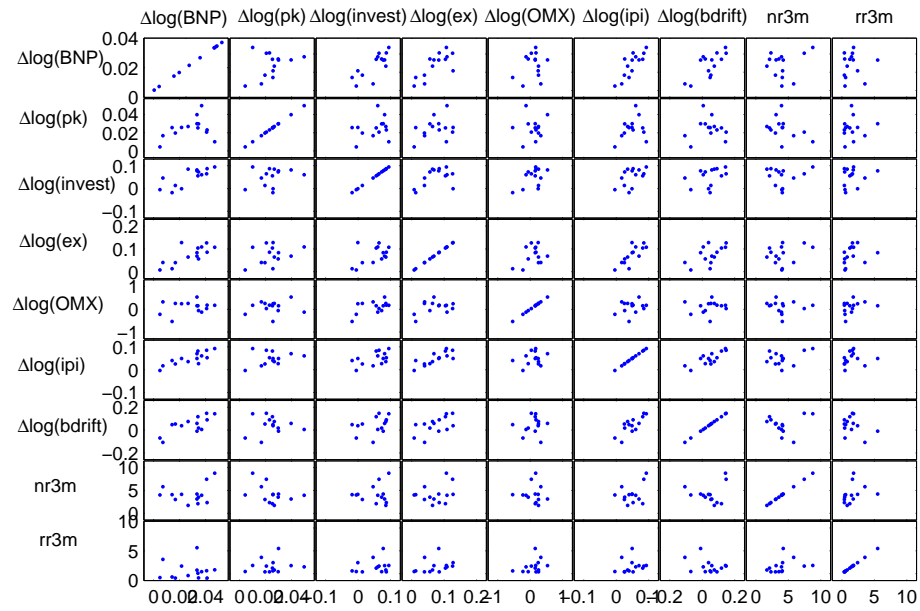
Figur 11: I Figurerna (a) är tidsserien ej differentierad och i (b) är tidsserien differentierad.



(a) Logaritmerade värden över industripro- (b) Första differenser av logaritmerade duktionsindex.

Figur 12: I (a) är tidsserien ej differentierad och i (b) är tidsserien differentierad.

Figur 13 visar en så kallad matrisplot.



Figur 13: Matrisplot som grafiskt visar om variablerna är korrelerade eller ej.

Källförteckning

- BOOTH MARK (2001): *Description of CBO's Models and Methods for Projecting Federal Revenues*. Congressional Budget Office (CBO), Washington.
- ERIKSSON ÅSA (2007): *Metodutveckling kapitalskatter*. Finansdepartementet, Enheten för offentliga finanser, Stockholm.
- FOSTER DEAN P., STINE ROBERT A., WATERMAN RICHARD P. (1998): *Business Analysis Using Regression: A Casebook*. Springer, New York.
- GOURIEROUX CHRISTIAN AND MONFORT ALAIN (1997): *Time Series and Dynamic Models*. Cambridge University Press, Cambridge.
- HAND DAVID J. AND JACKA SAUL D. (1998): *Statistics in Finance*. Arnold, London.
- JOHNSTON JACK, DINARDO JOHN (2007): *Econometric Methods*. McGraw-Hill, Singapore.
- KRZANOWSKI WOJTEK J. (1998): *An Introduction to Statistical Modelling*. Arnold, London.
- KVANLI ALAN H., GUYNES C. STEPHEN, PAVUR ROBERT J. (1996): *Introduction to Business Statistics: A Computer Integrated, Data Analysis Approach, Fourth Edition*. West Publishing Company, St. Paul.
- LEONHARD ALEXANDRA, JENSEVIK KRISTER (2009): *ESV:s nya prognosmetod för bolagsskatten*. Ekonomistyrningsverket, Stockholm.
- OZANE LARRY (1995): *Projecting Capital Gains Realizations*. Congressional Budget Office (CBO), Washington.
- RAMSEY FRED L., SCHAFER DANIEL W. (1997): *The Statistical Sleuth: A Course in Methods of Data Analysis*. Duxbury Press, Belmont.
- TIDANÅ CLAES (1998): *En makromodell för prognoser på bolagsskatten*. Finansdepartementet, Skatteekonomiskaenheten, Stockholm.
- TIDANÅ CLAES (1998): *Sambandet mellan prognoser på juridiska personers inkomstskatt och den makroekonomiska antagandebilden*. Finansdepartementet, Skatteekonomiskaenheten, Stockholm.